

金融发展与经济增长关系的实证研究

吕 雯 鲍曙明 陈科 麦 勇

内容提要:作为金融发展的重要标志,金融中介机构的扩张反映了金融需求市场的变化。追求利润最大化的金融中介机构通过增加分支机构的数量以扩大自身网络来竞争存款,不断密集的金融中介网络降低了交易成本,提高了社会储蓄水平并促进了经济增长。本文运用 1952~2004 年年度数据检验了金融分支机构数量、存款余额和经济增长之间的关系,实证结果表明金融中介数量的增加和经济增长是互为因果的,金融中介数量、存款余额和经济增长三者在样本期内存在长期稳定的正向关系。

关键词:金融机构数量 存款余额变化 GDP 增长状况

对于金融发展和经济增长关系的研究,无论在国内还是国外,都有相当数量的研究成果。但对二者之间的因果关系及其传导路径的研究,基于考察角度与方法的差异,学者们的观点不尽一致。目前国内研究金融中介机构数量与经济增长关系的文章更是为数有限。本文基于我国 2004 年经济普查数据,运用向量误差修正模型(VECM)考察 1952~2004 年间金融中介机构数量增加(其中主要是银行分支机构的增加)与 GDP 增长的因果关系,以及相互之间影响程度和传导路径,以期为我国金融发展和经济增长关系的论证提供新的研究角度和经验证据支持,并为我国相关金融机构的数量管理提供政策参考。

一、变量和数据的选取

金融机构的数量对经济发展的影响主要是通过金融中介机构自身日益密集的网点优势来降低吸收存款的成本,从而提高社会储蓄量以促进经济增长。本文中所涉及的金融中介机构主要是指商业银行、政策性银行、邮政储蓄、城市合作银行、农村信用社、外资银行、信托投资机构、租赁公司和财务公司等,这其中银行分支机构数量占金融机构总量的 95% 左右,所以,本文引入存款余额这个中间变量作为金融中介机构汇集资本能力的指标来探讨金融中介机构数量与经济增长的关系。

本文选取的变量为 1952~2004 年间

人均国内生产总值、人均存款余额、每万人非独立法人金融中介机构的拥有量,分别用 GDP、Savings 和 Branches 表示。数据来源为《新中国六十年统计资料汇编》和《2004 年全国经济普查数据》。由于本文主要是研究日益密集的金融中介数量的分布与经济增长的相互影响关系,所以,文中提到的金融中介机构主要是指非独立法人的金融中介机构。为了剔除样本区间内物价变动因素对 GDP 和存款余额的影响,本文以 1952 年为基期,利用价格指数计算出各年度人均 GDP 和人均存款余额的实际值,金融分支机构数量是根据 2004 年经济普查时的现存机构的起始年度进行推算获得。在本文的估计中,把人均 GDP 和人均存款余额转化为对数形式。

图 1 是 2004 年我国金融中介机构数量 1952~2004 年的总体变化趋势,1978 年

之前,金融机构数量在较长时间内几乎没有变化,基本上维持在 20000 家左右,但改革开放之后每年增速较快,到 2004 年全国共有金融中介机构 132129 家。图 2 显示平均每万人拥有金融机构数量,其与图 1 金融机构总量变化趋势基本相同,1978 年以后人均金融中介机构数量快速增加,到 2004 年每万人拥有的金融机构数量超过 1。

从图 2 每万人平均金融机构数变化、图 3 人均 GDP 变化和图 4 人均存款余额的变化可以看出,经济的起飞伴随着人均金融中介数量和人均存款余额的快速增加。在 1991 年前后,人均 GDP 出现增长拐点,之后进入快速发展时期,人均存款余额的变化略早于 GDP,人均银行数量则在 1985 年就呈现快速增长,那么,这三个变量之间是否存在长期稳定的关系,短期内

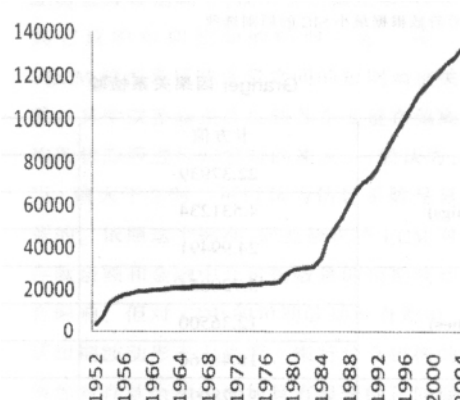


图 1 全国金融中介机构总数

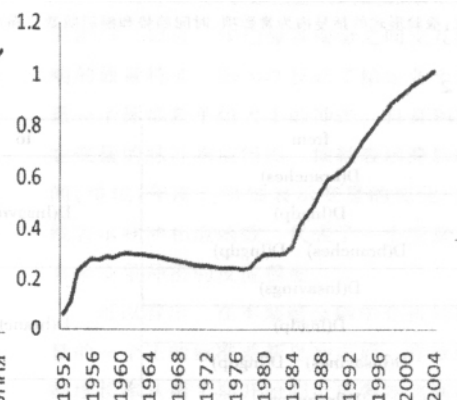


图 2 平均每人金融机构数

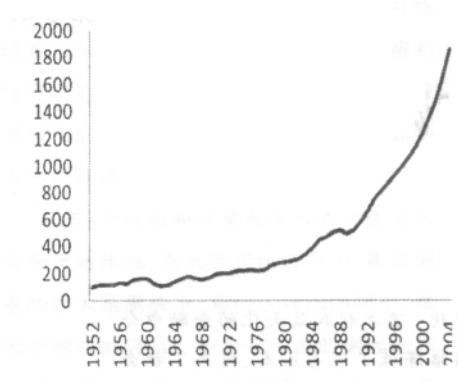


图3 人均GDP (单位:元)

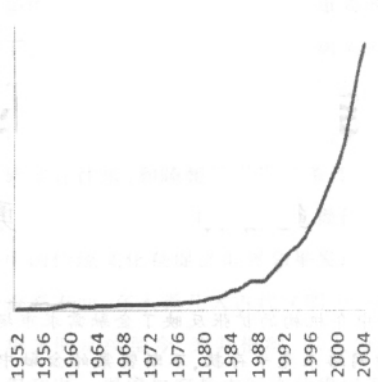


图4 人均存款余额 (单位:元)

又是如何相互影响的,下面通过构建向量误差修正模型来加以实证分析。

二、实证分析

从图2、图3和图4可以看出1952~2004年间人均GDP、人均存款余额和人均金融机构分支数均呈现随时间变化的随机趋势,为避免伪回归,首先采用ADF方法对这三个变量进行单位根检验。如表1所示,三个变量的水平数据ADF统计值均大

于临界值,所以,不能在5%显著性水平上拒绝存在单位根的假设,即三个变量在样本区间内都属于非平稳序列。而在进行一阶差分之后,各变量的统计值在5%的显著性水平均小于临界值,即为一阶单整序列。

在对各变量进行一阶差分变为平稳序列之后,进行Granger因果关系检验结果如表2所示,GDP的增长率与金融中介机构的增加在滞后4阶时互呈因果关系,即过去4年的GDP增长情况可以用来预测

未来金融机构数量的增量需求,同时,过去4年的金融中介数量的增加情况也可以预测未来GDP的增长趋势。其传导机制是:金融机构数量的增加是引起存款余额增加的Granger原因,而存款增加又是引起GDP增长的Granger原因。即金融中介数量的增加降低了交易成本,从而有利于提高全社会储蓄水平,储蓄量的提高扩大了可投资量,进而推动了经济发展。同时,随着经济规模的扩大,对资本的需求也日益增强,即经济增长也需要相应的金融发展来与之相适应,所以能够筹集资金并用于经济发展的金融机构数量也不断增多。总之,金融机构数量的增加与经济的发展是互为因果的。

在因果关系检验的基础上,我们利用Johanson协整检验来分析三个变量之间的长期均衡关系。首先建立无约束的VAR模型,各项信息标准检验建议模型中的滞后阶数应为5。所以,无论对各变量的一阶差分形式进行的协整检验还是VECM模型的估计,我们都选取滞后4阶,并对最后估计误差进行检验,并没有发现单个方程的误差或系统误差中存在非正态性、自相关

表1 各变量的ADF检验结果

变量	检验形式(C,T,P)	ADF值	1%的临界值	5%的临界值
lnsavings	(C,T,0)	-0.752224	-4.144584	-3.498692
branches	(C,T,1)	-1.011467	-4.148465	-3.500495
lngdp	(C,T,4)	-0.78413	-4.161144	-3.506374
变量	检验形式(C,T,P)	ADF值	1%的临界值	5%的临界值
D(lnsavings)	(C,0,0)	-4.849896	-3.56543	-2.919952
D(branches)	(C,0,0)	-3.466701	-3.56543	-2.919952
D(lngdp)	(C,0,1)	-5.540954	-3.568308	-2.921175

注:检验形式的括号内为常数项、时间趋势和滞后阶数。滞后阶数根据最小SIC的原则选取。

表2 Granger因果关系检验

from	to	卡方值	滞后期数	p值
D(branches)	D(lnsavnigs)	22.37939	4	0.0002
D(lngdp)		4.531234	4	0.3389
D(branches) D(lngdp)		24.99491	8	0.0016
D(lnsavings)	D(branches)	5.720854	4	0.2210
D(lngdp)		12.36500	4	0.0148
D(lnsavings) D(lngdp)		16.48766	8	0.0359
D(lnsavings)	D(lngdp)	21.28991	4	0.0003
D(branches)		9.890461	4	0.0423
D(lnsavings) D(branches)		39.17598	8	0.0000

表 3

Insavings、branches 和 lngdp 的协整关系检验

原假设	特征值	迹检验统计量	5%临界值	P 值	特征根检验统计量	5%临界值	P 值
不存在协整关系	0.476244	48.30804	29.79707	0.0001	31.04300	21.13162	0.0015
至多一个协整关系	0.253056	15.26504	15.49471	0.0268	14.00473	14.26460	0.0549
至多两个协整关系	0.065668	3.260305	3.841466	0.071	3.260305	3.841466	0.071

表 4

Insavings、branches 和 lngdp 的 VECM 估计结果

变量	方 程					
	D(Insavings)	t 值	D(branches)	t 值	D(lngdp)	t 值
ECM	-0.282877	[-3.33066]	0.031975	[2.02078]	0.080041	[1.21087]
D(Insavings(-1))	0.164482	[1.10459]	-0.011012	[-0.39693]	-0.143624	[-1.23926]
D(Insavings(-2))	0.049314	[0.31036]	0.008784	[0.29674]	0.028761	[0.23257]
D(Insavings(-3))	-0.25925	[-2.11034]	0.000837	[0.03658]	-0.390771	[-4.08703]
D(Insavings(-4))	0.137838	[0.95952]	0.059951	[2.24008]	0.189281	[1.69296]
D(branches(-1))	-0.46284	[-0.54032]	0.424071	[2.65726]	-0.907154	[-1.36066]
D(branches(-2))	2.347320	[2.47574]	-0.008311	[-0.04705]	1.555194	[2.10751]
D(branches(-3))	-1.919076	[-2.58318]	-0.04549	[-0.32867]	-0.726119	[-1.25580]
D(branches(-4))	2.057110	[3.41896]	0.154512	[1.37841]	0.910085	[1.94344]
D(lngdp(-1))	0.426695	[1.66284]	0.145242	[3.03811]	0.745455	[3.73255]
D(lngdp(-2))	-0.37129	[-1.73599]	0.025408	[0.63764]	-0.230773	[-1.38634]
D(lngdp(-3))	0.126657	[0.68466]	0.018298	[0.53092]	-0.011192	[-0.07773]
D(lngdp(-4))	-0.041003	[-0.23764]	0.028793	[0.89571]	0.073011	[0.54366]
Adj. R-squared	0.619060		0.620265		0.589281	
F-statistic	6.875298		6.905417		6.187183	
S.E. equation	0.068972		0.012850		0.053681	
Akaike AIC	-2.271741		-5.632498		-2.77302	

性或 ARCH 结构等模型误设的问题。因此,以下实证分析均在 VECM(4)的基础上展开。表 3 的协整关系检验结果显示,无论是迹统计量还是最大特征根统计量都表明:在 5%的显著性水平上,存款余额、金融中介机构的数量和经济增长存在唯一的协整关系。

金融中介数量的增加虽然可以促进经济增长,但其数量也不是越多越好,其与存款余额、GDP 在长期中必须保持一定的比例关系。若在协整关系表达式中,标准化为人均存款对数的系数为 1,那么在长期均衡路径上,人均存款余额与人均 GDP 和人均金融中介数量存在稳定的正向的比例关系。在 GDP 不变的情况下,每万人金融机构分支数量增加一个单位,人均存款余额会增加 87.4 个百分点;在金融机构数量不变的前提下,GDP 每提高一个百分点,存

款余额增长 1.39 个百分点。

$$\ln savings_t=3.416+0.874branches_t+1.39lngdp_t+\hat{\varepsilon}t \quad (3.13) \quad (13.94)$$

为了找出金融中介机构数量、人均存款余额和人均 GDP 的短期调整关系,在建立协整方程基础上,找出误差修正项,连同其它反映短期波动的模型一起,建立 VECM 模型来反映变量之间的短期调整关系。其中误差修正项反映各个变量在偏离均衡状态后进行调整时的速度。一般认为,当 t 值大于 2 时,可以认为估计系数是显著的。依照这个标准,误差修正项 ECM 对存款余额和金融中介机构数量的短期波动有影响,但对 GDP 的短期波动没有影响。从短期波动形态上来看,银行分支机构

的增加对存款余额的增加具有显著的正向促进作用;GDP 的增长对银行分支机构增加的刺激在滞后一期就可以显现;在关于

GDP 的方程中,银行存款余额和银行分支机构数量的正负相间的符号则说明二者对 GDP 的增长在短期内的螺旋波动影响。

在 VECM 的基础上构建脉冲响应函数,用来衡量来自随机扰动项的一个标准差大小的冲击对内生变量当期值和未来值的影响,以进一步把握各变量之间交互影响的数量特征。图 5~7 反映了给定各个变量一个标准差单位大小的冲击,自身和其它变量的脉冲响应组图。横轴表示滞后时间(单位:年度),纵轴表示变量的变化,实线表示脉冲相应函数,代表了一个变量对

其余变量冲击的反应程度。

可以看出,在本期给金融中介机构数量的一个正的标准差新息冲击后,存款余额增长率从第 1 期开始到以后各期逐渐增加,并且有较长的持续效应,在 30 期增长到 11%;而 GDP 对此的反应是前 2 期有个

图 5 存款余额分别对存款余额、金融中介机构数量和 GDP 的一个正的标准差新息冲击的响应

图 5 存款余额分别对存款余额、金融中介机构数量和 GDP 的一个正的标准差新息冲击的响应

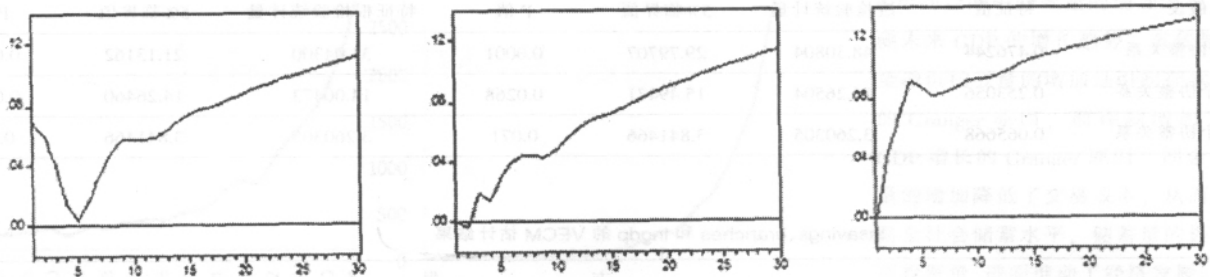


图 6 金融中介机构数量分别对存款余额、金融中介机构数量和 GDP 的一个正的标准差新息冲击的响应

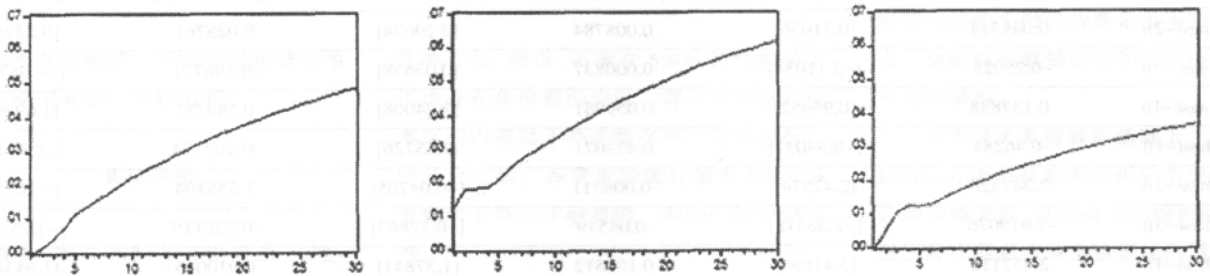
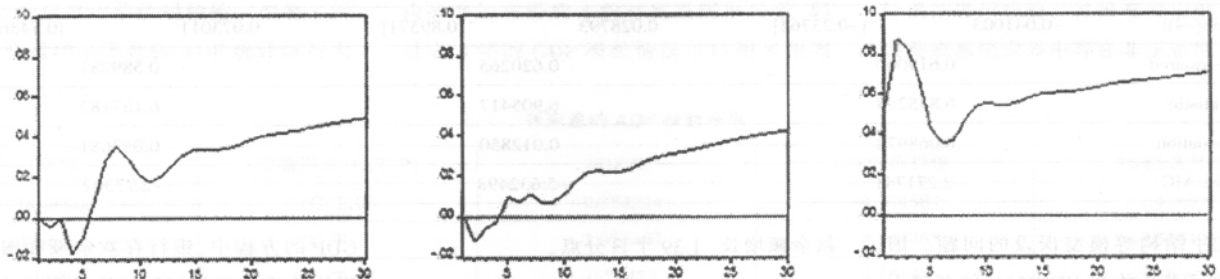


图 7 GDP 分别对存款余额、金融中介机构数量和 GDP 的一个正的标准差新息冲击的响应



小幅的负向反应, 然后开始螺旋上升达到 4%。人均 GDP 这种初期负向反应与在本期给定存款余额一个正的标准差新息冲击后的反应是一致的, 即人均 GDP 在前 4 期有个负向反应, 然后迅速反弹至第 8 期 3.8%, 8~13 期再有个小幅调整, 之后缓慢上升, 直至 30 期的 4.6%。即银行数量的增加直接带来存款的增加, 而存款的增加导致本期消费的减少, 所以 GDP 会有一个负向的反应, 而当存款形成资本积累并进行投资后, GDP 会表现为更持久和较大幅度的上升。所以, 银行数量的增加和金融中介存款余额的增加对 GDP 的影响是先负后正的螺旋式的, 并且这种影响长期来看是正向发散的。

同时, 由于在本期分别给定存款余额和 GDP 的一个正的标准差新息冲击, 都对金融机构数量的增加有促进作用和较长的持续效应, 只是较之 GDP 带来的小幅冲击, 存款余额的增加对金融机构数量增加的影响更加显著。金融中介机构数量对存款余额和 GDP 带来冲击的正面响应又会带来新的存款余额和 GDP 的增长。

三、结论及政策建议

本文从金融中介机构数量的角度来研究我国金融发展与经济增长的关系, 研究结论支持在样本区间内, 金融发展与经济增长是互为因果、相互促进的。金融中介数

量的增加可以提高全社会的存款水平, 存款量的增加促进了 GDP 的增长, 同时, GDP 的增加也进一步刺激了金融中介数量的扩张。

金融中介数量的扩张降低了信息成本和交易成本, 增加了聚集和有效配置资本的能力, 进而推动了经济增长, 同时经济的增长也需要更多的金融中介机构来适应其发展。从长期来看, 金融中介机构数量、存款余额和经济增长存在稳定的正向关系, 每万人金融机构分支数量增加一个单位, 人均存款余额会增加 87.4 个百分点, 而人均存款余额对 GDP 的弹性维持在 1.4 左右; 从短期关系来看, 银行分支机构的增加可以促进存款余额的增加, 银行存款余

额和银行分支机构数量对 GDP 增长的影响在短期内都呈现先负后正的螺旋波动式影响,即金融中介数量的增加和存款余额的增多对 GDP 的促进作用要在 2~4 年以后才可以看出;而 GDP 的增长对银行分支机构增加的刺激在滞后 1 期就可以显现,这说明我国金融中介数量的扩张能快速适应 GDP 增长的要求。需要说明的是,这里所涉及的金融中介数量的增加,不仅局限于实体营业网点的增加,随着网络和通信技术的发展,ATM 数量的增加和网上银行的发展也可视为降低储蓄成本的方式,都可以反映为金融机构数量的增加。

金融中介机构的数量与经济增长有长期显著性的相互影响,不断密集的金融分支机构既顺应了区域经济增长的要求,也为资本快速、有效的运动提供了中介体。鉴于此,监管部门应该从全国资源配置效率的角度出发,根据金融发展和经济增长的辩证关系合理引导金融中介机构在空间上的扩张,充分发挥金融中介机构对经济的促进作用。同时也要根据 GDP 的增长状况和存款余额的变化,合理预期与调控金融机构的数量,防止金融中介数量的过度扩张带来的资源浪费,以实现我国金融发展和经济增长的良性互动。

主要参考文献

- [1]Chu Kam Hon, Bank Mergers, Branch Networks and Economic Growth: Theory and Evidence from Canada, 1889-1926 [J]. Journal of Macroeconomics, 2010 (32):265-283.
- [2]Levine, R.. Bank -based or market -based financial system: Which is better? [J]. Journal of Financial Intermediation, 2002 (11):398-428.
- [3]周波. 金融发展和经济增长:来自中国的实证检验[J]. 财经问题研究, 2007 (2):47-53.
- [4] 谭儒勇. 中国金融发展和经济增长关系的实证研究[J]. 经济研究, 1999 (10):53-61.

作者单位:厦 门 大 学 财 政 系
美 国 密 西 根 大 学
美国东田纳西州立大学
华东理工大学商学院
(责任编辑 刘静武)

产权性质、股权激励与 企业技术创新

——基于我国中小板上市公司的经验分析

黄淙淙

内容提要:本文以连续 3 年披露研发支出的 73 家中小板上市公司为研究样本,分析产权性质、股权激励对企业技术创新的影响,在充分控制其他影响企业技术创新的因素后,研究发现:第一,经营者持股和以股票期权为主的股权激励机制显著地促进了企业技术创新;第二,民营产权弱化了经营者持股对企业技术创新的促进作用;第三,以股票期权为主的股权激励机制对企业技术创新的影响并未显著受到产权性质的约束。

关键字:终极所有权 股权激励 技术创新

一、引 言

我国目前正处于经济结构调整、产业升级的关键转型期,企业如何从以廉价劳动力为主的粗放增长模式向以技术进步为主的集约增长模式转变是企业家、政府和经济学家共同关注的问题,这一问题的核心是如何引导企业技术创新。国内学者对技术创新问题的研究多集中于宏观和产业层面,近几年的研究逐渐转向微观层面。回顾已有的文献不难发现,尚缺少系统研究股权激励与企业技术创新关系的文献。已有的研究仅仅分析经营者持股与企业技术创新的关系,没有包含股票期权、限制性股票和股票增值权这些真正意义上的股权激励机制,本文力求在已有研究的基础上做一些边际的贡献。另外,已有的研究证实我国特殊的转轨经济背景下,产权性质对企业技术创新有显著的影响,本文的研究特别考虑了这一制度背景。

本文所指的股权激励包括两方面含义:经营者持股和以股票期权为主的股权激励机制,二者的共同目的是让所有者和

经营者的利益一致,降低代理成本,但仍存在很大的差别。以中小板上市公司为例,经营者持有的股份多为上市前企业的主要创始人或核心员工持有的股份。而以股票期权为主的股权激励机制本质上是通过市场机制来给经营者的薪酬定价,将股票价格上升的差价作为经营者的报酬,从而把经营者的报酬与企业长期利益紧密联系起来,这种激励方式下,经营者不一定持有公司的股票。顾焱等(2007)研究表明,我国股权激励的实施多采用创新模式,高管人员持股的上市公司并未实行股权激励,而实施股权激励的公司仅仅将股票作为计算薪酬的中介,高管并未持有公司股份。另外,本文所指的产权性质指企业终极所有者的产权性质,不是直接控股股东的产权性质,具体分为国有产权(终极所有者为国有主体)和民营产权(终极所有者为民营主体)两大类。

二、文献回顾与研究假说

Jensen & Meckling(1976)研究表明经